

Aus der Psychiatrischen Klinik mit Poliklinik
der Universität Erlangen - Nürnberg
Direktor: Professor Dr. E. Lungershausen

PRÜFUNG DES SYNDROM-KURZTESTS
AUF SEINE PARALLELTESTRELIABILITÄT
BEI 120 DURCHSCHNITTlich
INTELLIGENTEN PATIENTEN IM ALTER
VON 45 BIS 64 JAHREN

Inaugural - Dissertation
zur Erlangung der Doktorwürde
der Medizinischen Fakultät
der Friedrich-Alexander-Universität
Erlangen - Nürnberg

vorgelegt von
Wolfram Franke
aus Berlin-Schöneberg

1903



Aus der Psychiatrischen Klinik mit Poliklinik
der Universität Erlangen - Nürnberg
Direktor: Professor Dr. E. Lungershausen

PRÜFUNG DES SYNDROM-KURZTESTS
AUF SEINE PARALLELTESTRELIABILITÄT
BEI 120 DURCHSCHNITTlich
INTELLIGENTEN PATIENTEN IM ALTER
VON 45 BIS 64 JAHREN

Inaugural - Dissertation
zur Erlangung der Doktorwürde
der Medizinischen Fakultät
der Friedrich-Alexander-Universität
Erlangen - Nürnberg

vorgelegt von
Wolfram Franke
aus Berlin-Schöneberg

Gedruckt mit Erlaubnis der Medizinischen Fakultät
der Universität Erlangen-Nürnberg

Dekan: Prof. Dr. F. Wolf
Referent: Prof. Dr. W. Kinzel
Korreferent: Prof. Dr. E. Lungershausen

Tag der mündlichen Prüfung: 10. Oktober 1983

INHALTSVERZEICHNIS

1	EINLEITUNG
2	FRAGESTELLUNG
2.1	Gütekriterien eines Tests
2.1.1	Objektivität
2.1.2	Validität
2.1.3	Reliabilität
2.2	Methoden zur Reliabilitätsbestimmung
2.2.1	Die Wiederholungsuntersuchung zur Bestimmung der Retest- Reliabilität
2.2.2	Das Paralleltestverfahren
2.2.3	Das Testhalbierungsverfahren
2.2.4	Die Interitem- Konsistenz
2.3	Aufgabe der Untersuchung
3	METHODEN
3.1	Der SKT zur Erfassung von Aufmerksamkeits- und Gedächtnisstörungen
3.2	Die Wiederholungstestung mit dem SKT-A
3.3	Der MWT-B (Mehrfachwahl- Wortschatztest)

- 4 UNTERSUCHUNGSSTICHPROBEN UND VORGEFUNDENE
 TESTBEDINGUNGEN
- 4.1 Auswahl der Untersuchungsstichprobe
- 4.2 Testbedingungen
- 4.2.1 Die Rudolf-WISELL-Kurklinik in
 Bad Kissingen
- 4.2.2 Die Nervenklinik der Universität
 Erlangen - Nürnberg
- 5 DURCHFÜHRUNG DER UNTERSUCHUNG
- 6 ERGEBNISSE
- 6.1 Beschreibung der Untersuchungsgruppe
- 6.2 Beschreibung der Teilstichprobe
 "Gesamtpunktzahl im SKT-A unter 5"
- 6.3 Statistische Auswertung
- 6.3.1 Reliabilitätskoeffizienten für
 k streng parallele Tests
- 6.3.2 Reliabilitätskoeffizienten für
 k nominell parallele Tests
- 6.3.3 Reliabilitätsschätzung mit dem
 Koeffizienten Alpha nach CRONBACH
- 7 DISKUSSION
- 8 ZUSAMMENFASSUNG
- 9 LITERATURVERZEICHNIS

1 EINLEITUNG

Funktionspsychosen sind nach H.H. WIECK (1969; 1977, Seite 115 ff) als reversible, körperlich begründbare Psychosen definiert, die auf allgemeinen zerebralen Störungen beruhen. Die schwerste Ausprägung liegt bei der Bewußtlosigkeit vor, es folgen die Bewußtseins-trübung und das Durchgangs-Syndrom.

Häufig mag dem behandelnden Arzt die "eindrucksqualitative" Feststellung eines solchen Funktionspsychose-Stadiums genügen, im klinischen Bereich jedoch ist eine Objektivierung psychischer Leistungsminderungen im Rahmen des reversiblen organischen Syndroms unverzichtbar. Besonders Verlaufsuntersuchungen zur Therapiekontrolle oder Psychopharmaka-Studien erfordern ein objektives Meßverfahren für grundsätzlich rückbildungsfähige körperlich begründbare Psychosen.

Eine annähernde Abschätzung des Störungsgrades ermöglicht die Orientierungs-Skala (K.-F. DRUSCHKY und W. KINZEL, 1975). Verfahren wie die Munich Coma Scale (R. BRINKMANN, D.v. CRAMON, H. SCHULZ, 1976) oder die Funktionspsychose-Skala B (S. LEHRL et al., 1977) sind für die schwereren Formen der Funktionspsychosen konstruiert.

Unter Berücksichtigung der Erfahrungen mit dem Syndromtest nach F. BÖCKER (1961) entwickelte H. ERZIGKEIT (1977) den Syndrom-Kurztest (SKT) zur quantitativen Erfassung von Aufmerksamkeits- und Gedächtnisstörungen. Diese Merkmale (hier: Symptome) sind noch bis zur Grenze der Bewußtlosigkeit meßbar und gelten als die brauchbarsten Indikatoren von Funktionspsychosen, insbesondere von deren leichteren Formen, den Durchgangs-Syndromen. Neben seinen testtheoretischen Voraussetzungen - dazu später - ist der SKT in erster Linie wegen seiner unkomplizierten Handhabung und der geringen Rate an Zurückweisungen von Seiten der Patienten besonders gut für die Routineuntersuchungen geeignet.

2 FRAGESTELLUNG

Die vorliegende Untersuchung hat das Ziel, den SKT hinsichtlich seiner Meßgenauigkeit, der Reliabilität, zu überprüfen. Da die Reliabilität eines Testverfahrens ein sog. Hauptgütekriterium neben zwei weiteren darstellt, nämlich der Objektivität und der Validität, ist es erforderlich, kurz auf jene Qualitätskennzeichen einzugehen. Die Bedeutung der Reliabilität sowie die verschiedenen Methoden ihrer quantitativen Bestimmung werden dann, dem Thema der vorliegenden experimentellen Arbeit gemäß, ausführlicher behandelt.

2.1 Gütekriterien eines Tests

Die Qualität eines Tests hängt von drei Komponenten ab: Von der Objektivität, von der Validität und von der Reliabilität.



2.1.1 Objektivität

Unter Objektivität wird der Unabhängigkeitsgrad eines Testergebnisses vom Untersucher verstanden (G. LIENERT, 1979, S. 21). Dementsprechend werden bei maximaler Objektivität verschiedene Untersucher zu identischen Ergebnissen gelangen, wenn sie dieselben Testprotokolle auswerten.

2.1.2 Validität

Die Validität eines Tests stellt den Grad der Genauigkeit dar, mit dem ein Test den Inhalt, den er zu messen beansprucht, auch tatsächlich mißt (G. LIENERT, 1979). Man kann die Validität auch als die Korrelation eines Tests mit einem Kriterium definieren (G. FISCHER, 1974).

Bei idealen Verhältnissen wird im Testergebnis der Ausprägungsgrad des zu messenden Merkmals exakt wiedergegeben werden.

2.1.3 Reliabilität

G. LIENERT (1979, S. 40) versteht unter Reliabilität den "Grad der Genauigkeit, mit der ein Test ein bestimmtes Verhaltens- oder Persönlichkeitsmerkmal mißt, gleichgültig, ob er dieses auch zu messen beansprucht." Da zwischen der Reliabilität und der Objektivität eines Tests eine "einseitige lineare Abhängigkeit" besteht, setzt eine hohe Meßgenauigkeit mindestens eine gleichhohe Objektivität voraus.

2.2 Methoden der Reliabilitätsbestimmung

Allgemein werden vier verschiedene Methoden der Reliabilitätsbestimmung angewandt:

Das Retestverfahren, die Paralleltest- und die Testhalbierungsmethode sowie die Analyse der Interitem-Konsistenz.

Allen Verfahren gemeinsam ist das grundsätzliche Problem, dass die psychische Leistungsfähigkeit intraindividuell schwankt. So wird unabhängig von der Methode der Reliabilitätsbestimmung

stets mit einer Beeinflussung des Testergebnisses beispielsweise durch das aktuelle gesundheitliche Befinden, durch das augenblickliche Vigilanzniveau und durch die Motivation zu rechnen sein.

2.2.1 Die Wiederholungsuntersuchung zur Bestimmung der Retest-Reliabilität

Die Untersuchung zur Bestimmung der Retest-Reliabilität besteht in der mehrfachen Durchführung des gleichen Tests bei derselben Gruppe von Testpersonen. Die Schwäche dieser Methode liegt in der möglicherweise beträchtlichen Beeinflussung des Testergebnisses durch individuelle Unterschiede hinsichtlich der Merkfähigkeit, der Trainierbarkeit und der Vertrautheit mit dem Test. Zur Umgehung solcher Unterschiede der Gedächtnisleistung von Probanden empfiehlt sich eine Beschränkung der Retest- Methode auf Testungen, bei denen kein bedeutsamer Trainingseffekt zu erwarten ist (etwa im Falle der Messung von Reaktionszeiten).

2.2.2 Das Paralleltest - Verfahren

Die Verfahrensweise zur Abschätzung der Paralleltest- Reliabilität ist der Methode zur Bestimmung der Retest- Reliabilität insofern überlegen, als eine Beeinflussung der Testergebnisse durch die Erinnerung an die Ersttestung weitgehend ausgeschlossen werden kann. Paralleltest- Formen, die, ihrem Namen gemäß, mit unterschiedlichen Aufgaben dasselbe Merkmal messen, müssen verständlicherweise hinlänglich äquivalent sein. Es darf allerdings keine Übertragung von Lösungskonzepten auf nachfolgende Testformen möglich sein. Weiterhin sind hier signifikante Lernfortschritte der Probanden auszuschalten.

2.2.3 Das Testhalbierungsverfahren

Beim Testteilungs- oder Testhalbierungsverfahren wird ein Test in zwei nach Länge und Schwierigkeit äquivalente Hälften geteilt. Anschliessend können die Testergebnisse nach separater Auswertung korreliert werden. Für die Abschätzung der Gesamttest- Reliabilität findet die

"Prophecy - Formel" nach BROWN bzw. SPEARMAN Verwendung (L. MICHEL, 1964). Der Vorteil dieser Methode besteht in seiner Ökonomie der einmaligen Durchführung bei ein und derselben Stichprobe.

2.2.4 Die Interitem- Konsistenz

Die Analyse der Interitem- Konsistenz setzt die Homogenität der einzelnen Aufgaben des Tests voraus. Unter enger Anlehnung an das Testhalbierungsverfahren werden Aufgabenkennwerte bestimmt. Der Gesamttest kann nach L. MICHEL (1964) in eine der Aufgabenzahl entsprechende Menge von Teilen untergliedert werden.

2.3 Aufgabe der Untersuchung

Der SKT liegt in 5 Paralleelformen vor (vgl. Kap. 2.1). Lerneffekte bei Wiederholungstestungen sind damit weitgehend ausgeschlossen. Inwieweit diese Paralleelformen tatsächlich die Bedingungen von

Parallelität im Sinne der (klassischen) Testtheorie erfüllen, ist bisher noch nicht hinlänglich nachgewiesen worden. Eine solche Überprüfung soll Gegenstand dieser Untersuchung sein.

Die vorliegende Arbeit hat zur Aufgabe, die Reliabilität des SKT mit Hilfe der Paralleltest-Methode zu ermitteln. Der Untersuchung liegt eine Stichprobe von 120 psychisch unauffälligen Patienten im Alter von 45 - 64 Jahren mit einem IQ von 90 - 110 zu Grunde.¹

¹ An der gleichen Untersuchung war noch ein zweiter Doktorand beteiligt. Er hatte die Aufgabe, die Retest- Reliabilität des SKT durch eine Wiederholungsuntersuchung der gleichen Stichprobe zu ermitteln.

3 METHODEN

In der vorliegenden Untersuchung wurden auf der Grundlage zweier verschiedener Meßverfahren

3 Testerhebungen durchgeführt:

1. Darbietung des SKT mit seinen 5
Parallellformen A-E (H. ERZIGKEIT, 1977)
2. Darbietung der Form A des SKT als Retest
3. Darbietung des Intelligenz- Kurztest MWT-B
(Mehrfachwahl- Wortschatztest- Intelligenztest)
nach S. LEHRL (1977)

Die Untersuchung gestaltete sich folgendermaßen:
Zunächst wurden die fünf SKT- Formen sowie der MWT-B abgenommen. Die Durchführungszeit belief sich hier im Mittel auf 50 Minuten. Entsprechend dem Alter, der Auffassungsgabe und der Geschicklichkeit der Testperson ergab sich eine Streubreite der Testdauer von etwa 40 - 65 Minuten.

Für die Wiederholungstestung mit dem SKT-A, die eine Woche nach der Erstuntersuchung stattfand, benötigten die meisten Probanden nicht länger als 5 - 7 Minuten.

3.1 Der SKT zur Erfassung von Aufmerksamkeits- und Gedächtnisstörungen

Auf Entwicklung und Bedeutung des SKT ist eingangs bereits kurz hingewiesen worden. Zur Bestimmung seines Anwendungsbereiches muß die Meßgrenze nach "oben" (zu den höheren Schweregraden hin) berücksichtigt werden, die bei der mittelschweren Bewußtseinstrübung liegt (H. ERZIGKEIT, 1977). Somit erstreckt sich der Geltungsbereich des SKT vom Normalzustand über den gesamten Bereich der Durchgangs- Syndrome bis zur leichten Bewußtseinstrübung. Wegen seiner speziellen Normierung ist der SKT besonders geeignet zur Erfassung der verschiedenen Schweregrade des Durchgangs- Syndroms, nicht hingegen zur Differenzierung schwererer Störungsgrade.

Der SKT liegt in 5 Paralleelformen vor (Formen A-E), die aus jeweils neun Subtests bestehen. Diese fünf Paralleltests werden mit jeweils identischer Testanweisung durchgeführt. Die Testdauer liegt zwischen 10 und 15 Minuten.

Die Untertests (Items, Aufgaben) messen Gedächtnisfunktionen, Aufmerksamkeit, Wahrnehmungsschnelligkeit sowie die psychomotorische Geschwindigkeit und erlauben eine maximale Bearbeitungszeit von jeweils einer Minute. Braucht eine Testperson zur Lösung einer Aufgabe weniger als eine Minute, so kann sofort der nächste Subtest in Angriff genommen werden.

Subtest I wird mit Hilfe einer Bildertafel durchgeführt, die 12 naive Darstellungen bekannter Gegenstände enthält. Diese Gegenstände sollen möglichst schnell benannt werden. Darüber hinaus hat man sie sich einzuprägen.

Subtest II fordert von der Testperson, die in Subtest I genannten Gegenstände möglichst vollständig aus dem Gedächtnis in beliebiger Reihenfolge aufzuzählen. Protokolliert wird die Anzahl der richtigen und der konfabulierten Gegenstände. In der folgenden Lernphase wird dem Probanden die Bildertafel noch einmal kurz (ca. 5 Sekunden) zum Einprägen vorgelegt.

Die Subtests III, IV und V werden unter Verwendung einer Magnetplatte durchgeführt, auf der zehn bunte, mit zweistelligen Zahlen versehene Klötzchen haften. Diese Platte ermöglicht die Untersuchung auch bei liegenden Patienten. In Subtest III sollen diese Zahlen so schnell wie möglich gelesen werden.

Anschließend hat der Proband in Subtest IV die Zahlen wiederum so schnell wie möglich ihrem Zahlenwert nach zu ordnen.

Die Aufgabe in Subtest V besteht darin, die Klötzchen so schnell wie möglich an ihren ursprünglichen Platz (Klötzchenziffer zu Unterlageziffer) zurückzustellen.

Subtest VI besteht aus einer Tafel mit drei verschiedenen Symbolen (z. B. Testform A: Blume - Stern - Quadrat). Die Häufigkeit der Darstellung eines Symbols (z. B. Blume) soll möglichst schnell bestimmt werden.

Subtest VII, ein Interferenztest, setzt sich aus zwei Zeilen zusammen, in denen zwei verschiedene Buchstaben in unterschiedlicher Folge angeordnet sind. Der Proband soll die Buchstaben jeweils vertauscht so schnell und fehlerfrei wie möglich vorlesen (im Falle von BABBAB ... also: ABAABA ...).

In Subtest VIII sollen die Gegenstände aus Subtest I noch einmal frei reproduziert werden (mittelbare Reproduktion).

In Subtest IX sind diese Gegenstände aus Subtest I in einer Vorlage aus insgesamt 48 Bildern wiederzuerkennen (Messung der stabilen Gedächtnisfunktion).

Die Auswertung der neun Subtestergebnisse setzt eine exakte Protokollierung voraus, wobei jeweils Bearbeitungszeiten und etwaige Fehler in die Bewertung (zunächst nach Rohpunkten = RP) eingehen. Die Konfabulationen lassen sich hingegen noch nicht quantitativ interpretieren. Mit Hilfe von insgesamt 12 Normentabellen aus dem Manual von

H. ERZIGKEIT (1977) - der Test ist alters- und intelligenzkorrigiert - werden die jetzt im Testprotokoll verzeichneten Rohpunkte in Wertpunkte transformiert. Für jeden Subtest ist eine Wertung von 0-3 Punkten möglich, wobei 0 Wertpunkte der durchschnittlichen Leistung Gesunder entsprechen.

Außer den vier Altersgruppen

17 bis 44 Jahre

45 bis 54 Jahre

55 bis 64 Jahre

über 65 Jahre

werden drei IQ - Gruppen unterschieden:

IQ unter 90

IQ 90 bis 110 (jeweils einschließlich)

IQ über 110

3.2 Die Wiederholungstestung mit dem SKT-A

Bei der vorliegenden Untersuchung wurde, wie bereits angeführt, neben der Darbietung der SKT-Formen A-E die Form A des SKT eine Woche nach der Ersttestung erneut vorgelegt. Zur Bestimmung der Retest-Reliabilität muß der gleiche Test zweimal

an derselben Testgruppe durchgeführt werden.

3.3 Der MWT-B (Mehrfachwahl- Wortschatztest)

Psychische Leistungen, wie sie im SKT gemessen werden, sind sowohl vom Alter als auch von der Intelligenz beeinflusst. Sie bedürfen daher einer entsprechenden Normierung (H. ERZIGKEIT, 1977).

Für die klinische Testroutine ist eine Intelligenzmessung erforderlich, die einerseits eine "patientengerechte", d. h. rasche und unkomplizierte Durchführung ermöglicht, andererseits beim leistungsgestörten Kranken eine hinreichend genaue Abschätzung des prämorbidem Intelligenzniveaus erlaubt (H. ERZIGKEIT, 1977).

Diese Anforderungen kann der auf diesen Anspruch hin konstruierte MWT-B (Mehrfachwahl- Wortschatztest) weitgehend erfüllen (J. MERZ et al., 1975; S. LEHRL, 1977). Der MWT-B besteht aus 37 Wortgruppen zunehmenden Schweregrades mit jeweils fünf Begriffen (S. LEHRL, 1977). Vier Begriffe

sind stets sinnlose Buchstabenkombinationen, der fünfte Begriff ist im Duden vorfindbar. Dieses einzige sinnvolle Wort aus jeder Gruppe soll vom Probanden herausgesucht und entsprechend angekreuzt werden. Nach der Kenntnis der Wortbedeutung ist also nicht gefragt.

Beispiele:

Eine frühe (einfache) Aufgabe:

Nale - Sahe - Nase - Nesa - Sehna

Eine spätere (mittelschwere) Aufgabe:

Kantate - Rekante - Kentare - Krutehne -
Kallare

Eine spätere (schwierige) Aufgabe:

Berkizia - Brekzie - Birakize - Brikazie -
Bakiria

Der Intelligenzquotient (IQ) wird entsprechend der Anzahl der richtigen Lösungen anhand einer Tabelle bestimmt. Obwohl die Zufallswahrscheinlichkeit für eine richtige Lösung pro Wortzeile 20 % beträgt, kann eine hinreichend große Meßgenauigkeit erzielt werden, da (zumal im vorliegenden Falle: Intelligenz als Moderatorvariable) eine grobe

Klassifikation in drei IQ- Klassen für klinische Fragestellungen allgemein genügt:

- unterdurchschnittliche Intelligenz (IQ bis 90)
- durchschnittliche Intelligenz (IQ 91 bis 110)
- überdurchschnittliche Intelligenz (IQ über 110)

4 UNTERSUCHUNGSSTICHPROBEN UND VORGEFUNDENE TESTBEDINGUNGEN

4.1 Auswahl der Untersuchungsstichprobe

Eine besondere Schwierigkeit bereitete die Auswahl einer geeigneten Untersuchungsgruppe. Personen im Alter von 45 bis 64 Jahren sind in den allermeisten Fällen berufstätig und daher für Testerhebungen nur schwer verfügbar. Testungen am Arbeitsplatz erweisen sich erfahrungsgemäß als problematisch, da Verhandlungen mit dem Arbeitgeber erforderlich werden, selten geeignete Räumlichkeiten zur Verfügung stehen und zumeist nur wenige Probanden bereit sind, sich in den kurzen Arbeitspausen prüfen zu lassen. Überdies ist grundsätzlich nur schwer abzuschätzen, inwieweit das Testergebnis durch eine möglicherweise vorhandene soziale Homogenität beeinflusst wird.

Bei einer Testerhebung an Kliniken wiederum besteht die Gefahr einer nicht kontrollierbaren,

unsystematischen Beeinflussung der Ergebnisse durch das Vorliegen psychopathologischer Befunde (z. B. Einflüsse der Medikation, insbesondere die häufige Verordnung von Psychopharmaka wie z. B. Tranquilizer). Eine weitere Störgröße stellen verschiedene Stoffwechselentgleisungen mit Rückwirkung auf die psychische Leistungsfähigkeit dar (etwa Urämien, Lebererkrankungen oder endokrine Dysregulationen). Bei Patienten aus chirurgischen Kliniken sind Stoffwechselentgleisungen seltener. Hier fallen jedoch präoperativer Streß und postoperative Schmerzzustände ins Gewicht.

Insgesamt findet sich in Krankenhäusern nur eine beschränkte Anzahl von im Sinne der Fragestellung geeigneten Patienten. Günstigere Bedingungen dürfte man an Kurkliniken antreffen.

4.2 Testbedingungen

Eine der Hauptfehlerquellen bei der Durchführung von Tests besteht in einem Mangel an Objektivität, wodurch die Reproduzierbarkeit von durch verschiedene

Untersucher ermittelten Testergebnissen beeinträchtigt wird (G. LIENERT, 1979). Hierbei sind folgende Störfaktoren besonders zu berücksichtigen:

1. Versuchsleitereinflüsse =
Halo- und ROSENTHAL- Effekt
2. Vigilanzniveau
3. Einflüsse durch die Umgebung
(z. B. Testraum)

Durch Standardisierung der Testbedingungen können unkontrollierbare Einflüsse weitgehend vermieden werden. Wir stellten an einen geeigneten Testraum die Forderung nach Schutz vor Lärm, Telefonanrufen oder Störungen durch andere Personen. Andererseits sollte das Zimmer nicht durch eine ungewohnte, fremdartige Atmosphäre ablenken.

4.2.1 Die Rudolf-WISSELL-Kurklinik in Bad Kissingen

In der Bad Kissinger Rudolf-WISSELL-Kurklinik der Landesversicherungsanstalt Berlin fanden wir die im oben behandelten Sinne günstigen Testdurchführungsbedingungen vor. Diese Rehabilitations-

Klinik dient der Kur von rentenbeitragspflichtigen Versicherten, d. h. von in Westberlin beschäftigten Arbeitern. Die Kuranwendungen schließen neben physikalischen und diätetischen Maßnahmen eine entsprechende medikamentöse Therapie sowie röntgenologische und endoskopische Diagnostik ein. Abgesehen von den Behandlungen und von den festgelegten Ruhezeiten hatten unsere Testpersonen volle Bewegungsfreiheit. Sie waren also im Gegensatz zu Krankenhauspatienten nicht ans Bett gebunden.

Es war uns bekannt, daß bei einem großen Teil der Probanden mit einer gewissen Scheu gegenüber psychologischen Testuntersuchungen bis zu offener Ablehnung unseres Anliegens gerechnet werden mußte. Der Grund mag hier teilweise in der negativen publizistischen Bewertung von Tests und deren Anwendungen liegen, teils aber auch in als unangenehm empfundenen eigenen Erfahrungen mit psychologischen Tests, beispielsweise im Falle von Einstellungsuntersuchungen.

Der Abbau dieser Skepsis ist im wesentlichen dem ärztlichen Leiter der Rudolf-WISSELL-Kurklinik zu danken, der uns an seiner Visite teilnehmen ließ

und dabei die meisten Patienten zur Teilnahme an unserer Untersuchung bewegen konnte. Gelegentlichem Mißtrauen bezüglich der Einhaltung des Datenschutzes wurde mit dem Hinweis auf die absolute Vertraulichkeit der erhobenen Informationen und mit der ärztlichen Schweigepflicht begegnet.

Gute Erfahrungen konnten wir mit der Vermeidung des Reizwortes "psychologischer Test" erzielen. Neutralere Wendungen wie "medizinischer Versuch" oder "medizinische Untersuchung" halfen, eine anfängliche Abwehrhaltung zu überwinden.

Ein begünstigender Umstand hinsichtlich der Testbereitschaft war die allgemein als reizarm erlebte Situation während der Kur. Häufig wurde der Test als angenehme, spielerische Abwechslung von der täglichen Langeweile angesehen.

Die Räume der Patienten - zum großen Teil Einzelzimmer - gestatteten es, die Untersuchung in ruhiger, entspannter Atmosphäre durchzuführen. Testernebungen in Doppelzimmern wurden grundsätzlich nur in Abwesenheit des zweiten Insassen - häufig des Ehepartners - vorgenommen.

4.2.2 Die Nervenklinik der Universität Erlangen - Nürnberg

Deutlich ungünstigere Bedingungen fanden sich in der Erlanger Universitäts- Nervenklinik. Hier wurden 20 Patienten getestet. Nach Beratung mit den Stationsärzten wählten wir für unsere Zwecke taugliche Patienten aus, also Kranke ohne zerebrale Ausfallserscheinungen oder psychische Auffälligkeiten. Bemerkenswert war die wesentlich höhere Ablehnungsrate im Vergleich zu den Testpersonen der Kurklinik.

Da die Kranken bettlägerig waren, mußte die Testuntersuchung in den Krankenzimmern durchgeführt werden. Dabei ließen sich zum Teil beträchtliche Störungen während der Testabnahme nicht vermeiden. Als Haupteinflußgrößen seien hier nur die Ablenkung durch Mitpatienten, unerwartete Telefonanrufe und Krankenbesuche genannt. Tatsächlich zeigte sich dann auch die mittlere Testdurchführungszeit im Vergleich zur Kurklinik um 10 bis 20 Minuten verlängert.

5 DURCHFÜHRUNG DER UNTERSUCHUNG

Der Zeitpunkt der Testung wurde mit den Probanden in der Regel 4 bis 48 Stunden vorher vereinbart. Die Absprache erfolgte oft auch während der Chefarzt- Visite. In der Kurklinik wurden Terminplanungen im Anschluß an die teilweise sehr anstrengenden Kuranwendungen vermieden.

Vor dem eigentlichen Testbeginn fand ein kurzes Informationsgespräch mit den Patienten statt, wobei es bemerkenswert erscheint, daß Frauen in den meisten Fällen sehr viel leichter zu motivieren waren als Männer. Hier lag dann auch die Zurückweisungsrate deutlich höher. Der Vergleich mit beliebten Quiz- Sendungen im Fernsehen trug häufig dazu bei, anfängliche Zurückhaltung und Unsicherheit rasch zu überwinden und einen persönlichen Kontakt herzustellen. Über ähnliche Erfahrungen berichtete bereits K. SCHREINDEL (Diss., 1983).

Der Testsatz wurde in planmäßig wechselnder Reihenfolge der SKT- Formen A-E durchgeführt, so daß jedes der fünf Parallelexemplare gleichermaßen häufig an den Testbeginn gestellt werden konnte. Auf diese Weise sollten unerwünschte Positionseffekte vermieden werden.

Die einzelnen Aufgaben (Untertests) des SKT waren - vermutlich in Abhängigkeit vom subjektiven Erfolgserlebnis - unterschiedlich beliebt. Besonders die Subtests II, VII und IX (Erinnern bzw. Wiedererkennen von Bildern sowie der Interferenztest) wurden als unangenehm empfunden. Geschätzt waren die Aufgaben mit den Zahlenklötzchen (Subtests III, IV und V).

Als besonders problematisch sollte sich die Abnahme des MWT-B erweisen. Da dieser Test mit der größten Zurückhaltung aufgenommen wurde, führten wir ihn grundsätzlich nicht vor Abschluß der Untersuchung mit der ersten SKT- Form durch.

Auffällig erschien uns hier die große Häufigkeit überdurchschnittlicher Ergebnisse bei jenen Probanden, die nach eigenen Angaben regelmäßig Kreuzworträtsel lösen. Ein prototypisches Beispiel ist der 47-jährige Patient Horst S., Arbeiter in einem Berliner Industrie- Betrieb, der die relativ hohe Punktzahl von 34 Wertpunkten (entspr. IQ: 130) erzielte. Im einleitenden Gespräch hatte der Proband den Eindruck gemacht, als ob er hinsichtlich seines Intelligenzniveaus unterhalb des Durchschnitts der bisher Untersuchten liege. Er begriff die Aufgabenstellung des SKT erst nach längeren Erklärungen, die vor jeder der im Prinzip gleichen SKT- Formen wiederholt werden mußten. Das Ausmaß der Verfälschung des SKT durch das Phänomen der "Rätsellösungsaktivität" kann jedoch an dieser Stelle nicht beurteilt werden.

Es scheint uns, daß die Kenntnis von bestimmten Begriffen regional recht verschieden, vor allem jedoch zeitperiodisch rasch wechselnd ist. So setzen sich offenbar vor allem in Großstädten

umgangssprachlich bisher ungebräuchliche Wörter "von heute auf morgen" durch. Beispielsweise wurde das item "Inferno" von 95 Prozent der Patienten als richtig erkannt, der Begriff "Dissonanz" hingegen nur von 56 Prozent, obwohl "Dissonanz" schon in der 19. Wortzeile, "Inferno" aber erst in der mit höherem Schwierigkeitsgrad versehenen 20. Zeile aufgeführt ist. Eine mögliche Erklärung für diese Erfahrung könnte die Popularität eines Kinofilmes sein, der vor etwa vier Jahren mit großen Besucherzahlen unter dem Titel "Flammendes Inferno" lief.

Eine nur unbedeutende Einflußgröße stellten die Ermüdungserscheinungen bei der Testabnahme dar. Erst nach der vierten SKT- Form wurde bisweilen über die "Anstrengung" und über Konzentrationsmangel geklagt. Fast alle Testpersonen bemühten sich, ein möglichst gutes Ergebnis zu erzielen und wollten schon während der Erhebung Zwischenergebnisse erfahren. Motivation und Mitarbeit konnten durch häufiges Anspornen und durch viel Lob gefördert werden.

Das hohe Interesse und die gute Aufnahme,
die der SKT bei den meisten Probanden fand,
sind sicherlich auf seinen "Spielcharakter"
zurückzuführen.

6 ERGEBNISSE

Die vorliegenden Testbefunde sind in der Zeit vom 28.11.1980 bis zum 30.03.1981 in Zusammenarbeit mit einem weiteren Doktoranden erhoben und anschließend zur rechnerischen Aufarbeitung auf Lochkarten übertragen worden. Die statistische Auswertung der Testergebnisse erfolgte am Regionalen Rechenzentrum der Universität Erlangen - Nürnberg auf der CYBER 173 unter Benutzung von Routinen "frequencies" und "reliability" des SPSS (N.H. NIE, C.H. HOLL, 1979).

6.1 Beschreibung der Untersuchungsgruppe

Wie bereits eingangs erwähnt, wurden insgesamt 120 Personen psychopathometrisch untersucht. 100 Probanden waren Patienten der Rudolf-WISSELL-Kurklinik in Bad Kissingen, die übrigen 20 Patienten stammten aus der Erlanger Universitäts- Nervenklinik.

Die Auswahlkriterien für die Wahl der Stichprobe sind bereits in Kap. 2 eingehend dargestellt worden. An dieser Stelle sei noch einmal wiederholt: Es handelte sich ausschließlich um Personen ohne psychopathologischen Befund, die einen IQ von 90 bis 110 aufwiesen und der Altersklasse der 45- bis 64-jährigen zugehörten.

Die Geschlechter verteilten sich folgendermaßen: 63 weiblichen standen 57 männliche Probanden gegenüber. Das entspricht einer prozentualen Verteilung von 52,5 % zu 47,5 % zugunsten der Frauen. Das durchschnittliche Alter der Untersuchungsgruppe lag bei 49,2 Jahren, die Standardabweichung betrug 10,3. Die genaue Altersverteilung kann der folgenden Tabelle 1 entnommen werden:

Tab. 1

Alter in Jahren	Anzahl n	Alter in Jahren	Anzahl n
45	22	55	1
46	16	56	6
47	3	57	3
48	8	58	4
49	10	59	6
50	7	60	4
51	4	61	3
52	5	62	0
53	10	63	0
54	5	64	2

Tabelle 1: Altersverteilung der Gesamtstich-
probe (N=120)

Auf die Bestimmung des IQ mit dem MWT-B wurde in den Kapiteln 3 und 5 eingegangen; für die Gesamtstichprobe N=120 ergab sich ein durchschnittliches Rohpunkte- Ergebnis von 26,8, was einem IQ von etwa 100 entspricht. Die

Standardabweichung betrug 3,1; für Range (Bereich zwischen den Extremen) wurde ein Wert von 47 ermittelt (der niedrigste IQ betrug 89, der höchste 136). In den Tabellen 2 sind die Ergebnisse des MWT-B aufgeführt.

Tab. 2

Punkte	IQ	Frequenz	Prozent
20	89	2	1
21	91	7	4
22	92	5	4
23	93	6	5
24	94	10	8
25	95	11	9
26	97	11	9
27	100	9	7
28	101	15	13
29	104	18	15
30	107	23	19
31*	112	1	1
34*	130	1	1
35*	146	1	1

* siehe Seite 34

Tab. 2

	RP	IQ
Mittelwert:	26,8	100
Standardabweichung:	3,1	
Range:	15,0	47 (89-136)

Tabelle 2: Verteilung der Intelligenz nach dem MWT-B für die Gesamtstichprobe, N=120
Mittelwert, Standardabweichung und Range der RP und des IQ.

In den folgenden Tabellen 3 und 4 sind die in den Formen A-E des SKT erzielten Gesamtwertpunkte sowie die Mittelwerte, die Standardabweichung und die Range-Werte für die Gesamtstichprobe N=120 aufgeführt.

- * Die 3 Patienten, die über 30 Punkte (IQ über 110) erzielten, sind in die Untersuchungsgruppe mit aufgenommen worden, da hier nach dem Urteil der Untersucher die hohen Werte auf einem Artefakt beruhten (vgl. dazu Kap. 5).

Tab. 3

Wert- punkte	Gesamt A	Gesamt B	Gesamt C	Gesamt D	Gesamt E
0	16	10	7	11	10
1	18	21	20	20	21
2	21	22	24	28	27
3	19	21	27	18	17
4	18	21	21	21	16
5	15	10	9	12	12
6	8	8	5	2	11
7	2	4	4	7	3
8	1	2	2	1	0
9	2	1	1	0	2
10	0	0	0	0	1

Tabelle 3: Gesamtwertpunkte der Formen A-E
des SKT für die Gesamtstichprobe
N=120

Tab. 4

SKT- Form	Mittel- wert	Standard- abweichung	Range
A	2,9	2,1	9,0
B	3,0	2,0	9,0
C	3,0	1,9	11,0
D	2,9	1,9	8,0
E	3,0	2,1	10,0

Tabelle 4: Mittelwert, Standardabweichung
und Range (Minimum/Maximum) der
Gesamtwertpunkte der Formen A-E
des SKT für N=120 Personen.

Die nachfolgende Tabelle 5 enthält die Mittel-
werte ($\bar{x}$) und die Standardabweichungen (s)
der Rohpunkt- Ergebnisse in den einzelnen
Subtests.

Tab. 5

Roh	$\bar{x}$	s=sek.	s
A 1	11,8	s	4,1
A 2	5,7		1,7
A 3	7,0	s	1,9
A 4	16,7	s	4,6
A 5	14,3	s	3,3
A 6	18,0	s	4,0
A 7	22,1	s	5,6
A 8	5,6		2,4
A 9	1,0		0,1

Roh	$\bar{x}$	s=sek.	s
B 1	11,5	s	0,3
B 2	6,0		1,7
B 3	7,1	s	1,8
B 4	17,8	s	4,9
B 5	14,3	s	3,5
B 6	18,1	s	3,3
B 7	22,0	s	6,5
B 8	5,9		2,3
B 9	1,0		0,1

Roh	$\bar{x}$	s=sek.	s
C 1	11,0	s	3,4
C 2	5,8		1,7
C 3	7,1	s	2,3
C 4	17,8	s	5,4
C 5	14,0	s	3,1
C 6	16,7		3,6
C 7	20,7	s	5,9
C 8	6,3		2,6
C 9	0,8		1,2

Roh	$\bar{x}$	s=sek.	s
D 1	14,6	s	4,4
D 2	5,8		1,8
D 3	6,9	s	1,9
D 4	16,7	s	4,3
D 5	13,7	s	2,8
D 6	17,1	s	3,6
D 7	21,4	s	5,5
D 8	5,4		2,2
D 9	0,7		1,0

Roh	$\bar{x}$	s=sek.	s
E 1	13,9	s	4,8
E 2	5,5		1,7
E 3	6,5	s	1,9
E 4	16,3	s	4,2
E 5	13,1	s	3,0
E 6	20,7	s	5,0
E 7	20,1	s	6,0
E 8	5,3	s	2,6
E 9	0,5	s	0,9

Tabellen 5: Mittelwerte und Standardabweichungen der Rohpunkte in den einzelnen Subtests der Formen A-E des SKT für N=120 Personen

6.2 Beschreibung der Teilstichprobe "Gesamtpunktzahl im SKT-A unter 5"

Wie schon eingangs (Kap. 2) dargestellt, sollte sich die Untersuchungsgruppe ausschließlich aus Personen ohne psychopathologischen Befund zusammensetzen. Aus den Normentabellen zum SKT (H. ERZIGKEIT, 1977) geht hervor, daß nur bei Probanden mit einer Wertpunktzahl unter 5 eine Funktionspsychose nicht nachweisbar ist.

Da der SKT-A die bislang statistisch am besten abgesicherte Testform ist, waren die bei ihr erzielten Ergebnisse das Auswahlkriterium für eine Probandengruppe ohne nachweisbares Durchgangs- Syndrom. Diese Voraussetzung wurde von 92 Personen erfüllt, das sind 76,7 % der Gesamtstichprobe (N=120).

Hier waren 43 Probanden männlichen, 49 weiblichen Geschlechts. Das entspricht einer prozentualen Verteilung von 46,7 zu 53,3 zugunsten der Frauen. Tabelle 6 gibt die Altersverteilung der Teilstichprobe N=92 wieder. Der Mittelwert liegt bei 50,5 Jahren, die Standardabweichung beträgt 4,7.

Die Verteilung der Intelligenz, ermittelt im MWT-B, wird in Tabelle 7 dargestellt. Der RP- Mittelwert beträgt 26,8, die Standardabweichung 2,9, Range (Minimum/Maximum) 14,0.

Tab. 6

Alter	Anzahl	Alter	Anzahl
45	17	55	1
46	11	56	5
47	3	57	2
48	7	58	3
49	9	59	2
50	7	60	3
51	3	61	1
52	5	62	0
53	8	63	0
54	5	64	0

Tabelle 6: Altersverteilung der Teilstichprobe N=92

Tab. 7

Punkte	MWT-B		
	IQ	Häufigkeit	Prozent
20	89	1	1
21	91	4	4
22	92	4	4
23	93	5	5
24	94	8	9
25	95	10	11
26	97	7	8
27	100	6	7
28	101	12	13
29	104	15	16
30	107	18	20
31	112	1	1
34	130	1	1
35	136	0	0

Tabelle 7: Intelligenzverteilung der Teilstich-
probe N=92

Die nachfolgenden Tabellen 8 und 9 geben einen Überblick über die Gesamtwertpunkte der SKT- Formen A-E sowie über die Mittelwerte, Standardabweichung

und Range- Werte (Minimum/Maximum) für die Teilstichprobe N=92. Tabelle 10 zeigt die Mittelwerte und die Standardabweichungen der Rohpunkte der einzelnen Subtests der SKT- Formen A-E für die Teilstichprobe N=92.

Tab. 8

Wert- punkte	Gesamt A	Gesamt B	Gesamt C	Gesamt D	Gesamt E
0	16	10	6	10	9
1	18	21	20	20	21
2	21	19	19	26	25
3	19	17	22	15	12
4	18	16	12	12	11
5	0	5	6	8	6
6	0	3	5	0	8
7	0	1	2	1	0

Tabelle 8: Gesamtpunkte der Formen A-E des SKT
für die Teilstichprobe N=92

Tab. 9

SKT-Formen	$\bar{x}$	s	Range
A	2,0	1,4	4,0
B	2,4	1,6	7,0
C	2,7	1,7	7,0
D	2,3	1,5	7,0
E	2,5	1,7	6,0

Tabelle 9: Mittelwert ($\bar{x}$), Standardabweichung (s) und Range (Minimum/Maximum) der Gesamtwertpunkte des SKT für die Teilstichprobe N=92

Tab. 10

Rohpunkte	Mittelwert s=sek.	Standard- abweichung
A 1	11,3 s	3,6
A 2	5,4	1,6
A 3	7,0 s	1,9
A 4	16,3 s	3,6
A 5	13,9 s	3,0
A 6	17,3 s	3,4
A 7	21,3 s	4,4
A 8	4,8	2,0
A 9	0,6	0,8

zu Tab. 10 (Fortsetzung)

Roh- punkte	Mittelwert s=sek.	Standard- abweichung
B 1	11,1 s	3,5
B 2	5,7	1,6
B 3	7,1 s	1,8
B 4	17,4 s	4,0
B 5	13,9 s	3,1
B 6	17,8 s	3,0
B 7	21,4 s	5,1
B 8	5,3	2,0
B 9	0,8	1,0

Roh- punkte	Mittelwert s=sek.	Standard- abweichung
C 1	10,6 s	2,8
C 2	5,7	1,6
C 3	7,1 s	2,3
C 4	16,8 s	3,6
C 5	13,5 s	2,3
C 6	16,5 s	3,2
C 7	19,6 s	4,7
C 8	6,0	2,6
C 9	0,7	1,1

Roh- punkte	Mittelwert s=sek.	Standard- abweichung
D 1	13,9 s	4,1
D 2	5,5	1,7
D 3	6,9 s	1,8
D 4	16,2 s	3,4
D 5	13,4 s	2,7
D 6	16,7 s	3,2
D 7	20,5 s	4,9
D 8	4,9	2,1
D 9	0,5	0,9

zu Tab. 10 (Fortsetzung)

Roh- punkte	Mittelwert s=sek.	Standard- abweichung
E 1	13,3 s	4,0
E 2	5,4	1,7
E 3	6,4 s	1,8
E 4	16,0 s	4,2
E 5	12,8 s	2,7
E 6	20,1 s	4,4
E 7	19,1 s	4,2
E 8	4,7	2,4
E 9	0,3	0,6

Tabellen 10: Mittelwerte und Standard-
abweichungen der Rohpunkte der
Subtests der Formen A-E des SKT
für die Teilstichprobe N=92.

6.3 Statistische Auswertung

Nach L. MICHEL (1964, S. 36) wird unter dem Reliabilitätskoeffizienten der "Anteilswert der wahren oder true score-Varianz (= Gesamtvarianz minus Fehlervarianz) an der Gesamtvarianz verstanden, wobei die Varianz als Streuungsmaß verwendet wird."

Der Reliabilitätskoeffizient erlaubt, verschiedene Meßverfahren oder Tests bezüglich seines Kriteriums, nämlich der Verlässlichkeit, exakt und nachvollziehbar zu beurteilen. Dadurch sind subjektive Einflüsse bei der Auswahl von Tests weitgehend ausgeschlossen. Dafür wird es möglich, einen Bereich anzugeben, in dem der von Zufallseinflüssen etc. bereinigte wahre Wert einer Testperson liegt.

Die größtmögliche Reliabilität, die bei einer vollkommen fehlerfreien Messung zu erzielen ist, liegt bei 1. Dieser maximalen Meßgenauigkeit kann nach G. FISCHER (1974, S. 37) eine Reliabilität von 0 gegenübergestellt werden, wenn die Messung ausschließlich aus Fehlervarianz besteht.

Beeinflusst wird der Reliabilitätskoeffizient von der Zusammensetzung der Stichprobe, aber auch von Komponenten wie Testlänge oder Verteilung des Meßfehlers. Die folgenden formalen Denkmodelle liegen der Ermittlung methodisch unterscheidbarer Reliabilitätskoeffizienten eines Tests zu Grunde.

6.3.1 Reliabilitätskoeffizienten für k streng parallele Tests

Wenn mehrere parallele Tests in jeder Teilpopulation der Gesamtpopulation P einen identischen Mittelwert und eine identische Meßvarianz haben, können sie nach G. FISCHER (1974) als streng parallel bezeichnet werden. Daher sind streng parallele Tests im Sinne der Varianzanalyse Replikationen.

Für die Berechnung der Reliabilität eines beliebigen Tests der k Paralleltests wird dann die wahre Varianz (σ^2_T) durch die Testvarianz dividiert:

$$p^2_{XT} = \frac{\sigma^2_T}{T\sigma^2 + \sigma^2_E}$$

Soll die Reliabilität abgeschätzt werden, müssen wahre Varianz und Testvarianz in Formel 1 durch erwartungstreue Varianzschätzungen ersetzt werden, wobei die Erwartungswerte der folgenden Tabelle 11 Verwendung finden:

Varianzkomponenten	Abweichungsquadratsummen	df	Erwartungswerte
Zwischen Personen	$AQZ_p = k \sum_{v=1}^n (\bar{x}_{v.} - \bar{x}_{..})^2$ $= \frac{1}{k} \sum_v \left(\sum_i x_{vi} \right)^2 - \frac{1}{nk} \left(\sum_v \sum_i x_{vi} \right)^2$	$n - 1$	$\sigma^2(E_{..}) + (1 - \frac{k}{K})\sigma_a^2 + k\sigma_t^2$
Zwischen Tests	$AQZ_T = n \sum_{i=1}^k (\bar{x}_{.i} - \bar{x}_{..})^2$ $= \frac{1}{n} \sum_i \left(\sum_v x_{vi} \right)^2 - \frac{1}{nk} \left(\sum_v \sum_i x_{vi} \right)^2$	$k - 1$	$\sigma^2(E_{..}) + \sigma_a^2 + n\sigma_r^2$
Restvarianz	$AQR = \sum_v \sum_i (x_{vi} - \bar{x}_{v.} - \bar{x}_{.i} + \bar{x}_{..})^2$	$(n - 1)(k - 1)$	$\sigma^2(E_{..}) + \sigma_a^2$
Total	$AQT = \sum_v \sum_i (x_{vi} - \bar{x}_{..})^2$ $= \sum_v \sum_i x_{vi}^2 - \frac{1}{nk} \left(\sum_v \sum_i x_{vi} \right)^2$	$nk - 1$	

Tabelle 11: Varianzanalyse für k streng parallele Tests nach FISCHER (1974, S. 64)

Erklärung zu Tabelle 11:

- n = Anzahl der Personen
- k = Anzahl der Tests
- $\bar{x}$ = Mittelwert über alle Personen
- $\bar{x}_v$ = Mittelwert einer Person über alle Messungen
- $\bar{x}_{vi}$ = Mittelwert einer Person über den Test i

Die so gewonnene Formel 2 erlaubt konsistente Schätzungen (G. FISCHER, 1974, S. 65), die auch bei wachsender Stichprobengröße gegen den entsprechenden Parameterwert streben (wahre Reliabilität).

$$p^2_{XT} = \frac{AQZ - \frac{1}{k-1} \quad \frac{n-1}{n} \quad AQI}{AQZ + \frac{n-1}{n} \quad AQI}$$

- Formel 2 -

In der folgenden Tabelle 12 sind die Ergebnisse unserer Untersuchungen aufgeführt:

Tab. 12

Subtests	Teilstichprobe SKT-A
	Ges.-WP-Summe unter 5
	Reliabilitätskoeffizienten
A 1 - E 1	0, 4401690
A 2 - E 2	0, 3053752
A 3 - E 3	0, 5462763
A 4 - E 4	0, 3446636
A 5 - E 5	0, 4417600
A 6 - E 6	0, 4213953
A 7 - E 7	0, 6044810
A 8 - E 8	0, 3394237
A 9 - E 9	0, 2555339

Tabelle 12: Reliabilitätskoeffizienten für k
streng parallele Tests der Teil-
stichprobe IQ 90 - 110, Gesamtwert-
punkte im SKT-A unter 5, N=92

6.3.2 Reliabilitätskoeffizienten für k nominell parallele Tests

Während die Forderung nach k streng parallelen Tests den gleichen Mittelwert und die gleiche Varianz von Stichproben voraussetzt, verlangt die Definition für k nominell parallele Tests die Messung derselben Eigenschaft bei möglicherweise verschieden großen Meßfehlern.

Zur Schätzung der Reliabilität nominell paralleler Tests werden Zähler und Nenner der folgenden Formel 3 analog dem Vorgehen bei Unterstellung k streng paralleler Tests durch erwartungstreue Varianzschätzungen ersetzt.

$$p^2_{XT} = 1 - \frac{\sigma^2_E}{\sigma^2_X}$$

- Formel 3 -

Eine Abschätzung der Varianz p^2_X des Tests bei einer Population P erlaubt die folgende Gleichung:

$$\sigma^2_X = \frac{1}{n-1} \sum_{v=1}^n (\bar{x}_{vi} - \bar{x}_i)^2$$

Da bei k nominell parallelen Tests unterschiedliche Meßfehler zu erwarten sind, wird die Fehlervarianz σ^2_E ersetzt durch die Restvarianz AQR, eine mittlere spezifische Meßfehlervarianz plus Wechselwirkungsvarianz .

Tabelle 13 gibt einen Überblick über Varianzkomponenten und Abweichungsquadratsummen.

Varianzkomponenten	Abweichungsquadratsummen	df	Erwartungswert des mittleren Abweichungsquadrates
Zwischen den Personen	$AQZ = k \sum_{v=1}^n (\bar{x}_{v.} - \bar{x}_{..})^2$	$n - 1$	$\sigma_E^2 + k\sigma_T^2$
Innerhalb (Replikationen)	$AQI = \sum_{v=1}^n \sum_{i=1}^k (x_{vi} - \bar{x}_{v.})^2$	$n(k - 1)$	σ_E^2
Total	$AQT = \sum_{v=1}^n \sum_{i=1}^k (x_{vi} - \bar{x}_{..})^2$	$nk - 1$	

Formeln für die praktische Berechnung

$$AQT = \sum_v \sum_i x_{vi}^2 - \frac{1}{nk} \left(\sum_v \sum_i x_{vi} \right)^2$$

$$AQZ = \frac{1}{k} \sum_v \left(\sum_i x_{vi} \right)^2 - \frac{1}{nk} \left(\sum_v \sum_i x_{vi} \right)^2$$

$$AQI = AQT - AQZ$$

Tabelle 13: Varianzanalyse für k nominell parallele Tests nach G. FISCHER (1974)

Erklärung zu Tabelle 13:

- n = Anzahl der Personen
- k = Anzahl der Tests
- $\bar{x}_v$ = Mittelwert einer Person über alle Messungen
- $\bar{x}_{vi}$ = Mittelwert einer Person über den Test i
- $\bar{x}$ = Mittelwert über alle Personen

Die Schätzung einer unteren Reliabilitätsschranke ermöglicht Formel 4, die sich durch Einsetzen der Varianzschätzungen in Formel 3 ergibt (G. FISCHER, 1974, S. 68).

$$p^2_{XT} = 1 - \frac{\frac{1}{(k-1)(n-1)} AQR}{\frac{1}{n-1} \sum_{v=1}^n (\bar{x}_{vi} - \bar{x}_i)^2}$$

- Formel 4 -

Die folgende Tabelle 14 zeigt die Ergebnisse
unserer Untersuchungen:

Tab. 14

SKT- Subtest- Formen	Teilstichprobe SKT-A Ges.-WP-Summe unter 5 Reliabilitätskoeffizienten
SKT A 1	0, 526995
SKT B 1	0, 486420
SKT C 1	0, 235224
SKT D 1	0, 627081
SKT E 1	0, 608673
SKT A 2	0, 270182
SKT B 2	0, 267282
SKT C 2	0, 249742
SKT D 2	0, 369769
SKT E 2	0, 356943
SKT A 3	0, 531409
SKT B 3	0, 497128
SKT C 3	0, 694839
SKT D 3	0, 493295
SKT E 3	0, 482223
SKT A 4	0, 291942
SKT B 4	0, 428058
SKT C 4	0, 285504
SKT D 4	0, 206066
SKT E 4	0, 476419

Tab. 14 (Fortsetzung)

SKT- Subtest- Formen	Reliabilitäts- koeffizienten
SKT A 5	0, 527157
SKT B 5	0, 571968
SKT C 5	0, 238428
SKT D 5	0, 408328
SKT E 5	0, 406761
SKT A 6	0, 471329
SKT B 6	0, 371489
SKT C 6	0, 425014
SKT D 6	0, 425224
SKT E 6	0, 692209
SKT A 7	0, 590798
SKT B 7	0, 697105
SKT C 7	0, 641555
SKT D 7	0, 661879
SKT E 7	0, 541102
SKT A 8	0, 345268
SKT B 8	0, 245732
SKT C 8	0, 524300
SKT D 8	0, 297088
SKT E 8	0, 427219
SKT A 9	0, 108726
SKT B 9	0, 374319
SKT C 9	0, 560846
SKT D 9	0, 214917
SKT E 9	- 0, 736118

Tabelle 14: Reliabilitätskoeffizienten für k
nominell parallele Tests der Teil-

stichprobe IQ 90 - 110, Gesamtwert-
punkte im SKT-A unter 5, N=92

6.3.3 Reliabilitätsschätzung mit dem Koeffizienten Alpha nach CRONBACH

Nach G. FISCHER (1974, S. 56) ist für den Koeffizienten Alpha zu fordern, "daß die parallelen Tests im wesentlichen dieselben Eigenschaften messen, allerdings bis auf eine additive Konstante a_{ji} und möglicherweise verschieden genau (verschiedene Fehlervarianzen)".

Diese Voraussetzungen erfüllt neben der Testhalbierungsmethode auch das Paralleltestverfahren, wobei die Zuverlässigkeit der Reliabilitätsschätzung von der Homogenität der einzelnen Testteile abhängt. Je inhomogener die Paralleltests sind, desto ungenauer läßt sich die Reliabilität abschätzen.

Die folgende Formel 5 für mehrere parallele Tests war Grundlage der in Tabelle 15 dargestellten Ergebnisse:

$$p(X,T)^2 \rightarrow \alpha = \frac{n}{n-1} \left(1 - \frac{\sum d^2(x_i)}{d^2(x)} \right)$$

- Formel 5 -

Tab. 15

SKT-Form	A	B	C	D	E
Geschätzte durchschn. Varianz	8,52	9,44	8,36	9,00	9,94
Fehler- Varianz	7,59	8,67	7,38	8,21	8,76
Wahre Varianz	0,93	0,78	0,98	0,79	1,18
Geschätzte durchschn. Interitem Korrelation	0,11	0,08	0,12	0,09	0,12
Geschätzte Gesamttest- Reliabilität	0,52	0,46	0,55	0,46	0,55

Tabelle 15: Darstellung der wahren-, der Fehler- und der geschätzten durchschnittlichen Varianzen sowie der geschätzten durchschnittlichen Interitem-Korrelationen und der geschätzten Gesamttest-Reliabilität (N=92)

dieses item zu leicht ist. Ein weiterer Grund für die einerseits stark streuenden, andererseits sehr niedrigen Werte könnten Konzentrations- und Motivationsschwankungen sein, die am ehesten auf die erhöhte Ablenkbarkeit der Probanden bei zu leichten Testaufgaben zurückzuführen sind. Betrachtet man die vorliegende Stichprobe als das entsprechende Abbild der Gesamtpopulation, dann wird deutlich, daß auch unter Berücksichtigung der Mittelwerte und Standardabweichungen der Rohpunkte der einzelnen Subtests (Tab. 10) die Annahme der strengen Parallelität nicht zutrifft.

Die erheblichen Spannweiten der Mittelwerte und der Standardabweichungen der Rohpunkte sind ein Hinweis dafür, daß die Voraussetzungen für strenge Parallelität nicht gegeben sind. Somit geben die unter diesen Voraussetzungen gewonnenen Reliabilitätskoeffizienten die wahre Reliabilität sicher nicht wieder und sind daher als methodisches Artefakt zu betrachten.

Bei der eingeschränkten Forderung einer "nominellen Parallelität" - hier soll ja nur noch "die gleiche

7 DISKUSSION DER ERGEBNISSE

Die Bestimmung der Reliabilität nach der Methode "k streng paralleler Tests" setzt voraus, daß für jede Teilpopulation der Gesamtpopulation ein identischer Mittelwert und eine identische Varianz bestehen. Ein sicherer Nachweis über die Erfüllung dieser Bedingung ist jedoch kaum möglich, da Populationen in der Regel nie vollständig untersucht werden können.

Die Voraussetzung für strenge Parallelität sind nur bei hohen Reliabilitätskoeffizienten gegeben. In unserem Falle ist dies daraus zu ersehen, daß die neun Koeffizienten der Tabelle 12 Werte zwischen 0,26 und 0,60 aufweisen.

Die hohe Spannweite der Koeffizienten deutet darauf hin, daß bei den einzelnen Subtests die Voraussetzung zur sinngemäßen Verwendung der betr. (Reliabilitätsbestimmungs-) Methode unterschiedlich gut erfüllt sind. Insbesondere im Falle der Gedächtnisaufgaben (Ergebnis für Subtest 9: 0,26) liegt die Vermutung nahe, daß

dieses item zu leicht ist. Ein weiterer Grund für die einerseits stark streuenden, andererseits sehr niedrigen Werte könnten Konzentrations- und Motivationsschwankungen sein, die am ehesten auf die erhöhte Ablenkbarkeit der Probanden bei zu leichten Testaufgaben zurückzuführen sind. Betrachtet man die vorliegende Stichprobe als das entsprechende Abbild der Gesamtpopulation, dann wird deutlich, daß auch unter Berücksichtigung der Mittelwerte und Standardabweichungen der Rohpunkte der einzelnen Subtests (Tab. 10) die Annahme der strengen Parallelität nicht zutrifft.

Die erheblichen Spannweiten der Mittelwerte und der Standardabweichungen der Rohpunkte sind ein Hinweis dafür, daß die Voraussetzungen für strenge Parallelität nicht gegeben sind. Somit geben die unter diesen Voraussetzungen gewonnenen Reliabilitätskoeffizienten die wahre Reliabilität sicher nicht wieder und sind daher als methodisches Artefakt zu betrachten.

Bei der eingeschränkten Forderung einer "nominellen Parallelität" - hier soll ja nur noch "die gleiche

Eigenschaft" (bei gestatteten "verschieden großen Meßfehlern") gemessen werden - dürfen Ergebnisse erwartet werden, die der tatsächlichen, sozusagen der Praxis- Reliabilität eher entsprechen.

Die in Tabelle 14 dargestellten Reliabilitätskoeffizienten fallen durch ihre hohe Spannweite auf. Sie scheint uns durch unkontrollierbare Komponenten schon während der Testkonstruktion oder jetzt bei der Datenerhebung bedingt. Die beträchtlichen Spannweiten der Reliabilitätskoeffizienten, die hier ohne sichtbare Systematik innerhalb der einzelnen Testformen bestehen, sprechen für unkontrollierbare Einflüsse seitens der Probanden. Auch dabei bieten sich wiederum Motivationseinflüsse sowie unterschiedliche, teils zu geringe Schwierigkeitsgrade als Erklärungen an. Ein weiterer Grund für die einerseits stark streuenden, andererseits sehr niedrigen Werte könnte auf dem Umstand beruhen, daß der SKT nur zur Messung von Gedächtnis- und Aufmerksamkeitsstörungen im Durchgangs- Syndrom

konstruiert wurde. Dieses Stadium einer Funktions-psychose lag aber definitionsgemäß bei keiner unserer Testpersonen vor. Wenn nun das vom SKT zu registrierende Merkmal nicht da ist, kann auch der Versuch, es in seiner Ausprägungsstärke zu messen - Grundlage der vorliegenden experimentellen Berechnungen - nicht nach den üblichen formalen Kriterien beurteilt werden. Wahrscheinlich treten ganz unterschiedliche inhomogene Einflüsse, wie z. B. sozio- kulturelle Komponenten, an die Stelle des Durchgangs- Syndroms.

Für diese Interpretation spricht auch das Erscheinen eines negativen Reliabilitätskoeffizienten beim SKT E 9. Definitionsgemäß muß er ja zwischen 0 und + 1 liegen ! Als Erklärungen bieten sich hier eine negative Interitemkorrelation an, eine starke Fluktuation des Merkmals, oder - in diesem Fall wohl am wahrscheinlichsten - eine gegen Null strebende systematische Varianz des Merkmals. Die niedrigen in Tab. 10 dargestellten Werte für das arithmetische Mittel (0,3), die Varianz (0,36) und die Standardabweichung (0,6) weisen

auf die zuletzt genannte Deutungsmöglichkeit hin.

Ein Vergleich der Subtest- Reliabilitätskoeffizienten zeigt die höchsten Werte bei der Interferenzaufgabe (Subtest VII). Hier scheinen Zufallseinflüsse eine relativ geringe Rolle zu spielen. Außerdem handelt es sich dabei offensichtlich um das schwierigste item.

Insgesamt ergab sich für die Abschätzung der Reliabilität sowohl nach der Methode "streng paralleler" als auch "nominell paralleler" Tests wohl zuvörderst aufgrund des fehlenden Durchgangs- Syndroms für die einzelnen Subtests wenn überhaupt, dann eine nur geringe Reliabilität.

Die Bestimmung der Reliabilitäten der Gesamttests (Formen A-E) erbrachten Koeffizienten um 0,5, also einen mittleren, wenig zufriedenstellenden Wert. Jedoch erweist sich unter Berücksichtigung der sehr hohen Fehlervarianzen (vgl. Tab. 15) - sie deuten auf starke Zufallseinflüsse hin -, daß die Reliabilitätskoeffizienten hier in ihrer Höhe unterschätzt sind.

Der Hauptgrund für den erheblichen Fehlervarianzanteil scheint uns im fehlenden Stichprobenmerkmal "Durchgangs- Syndrom" (und den weiteren daraus ableitbaren Folgen) zu liegen.

Der ermittelte Reliabilitätskoeffizient kommt seinem wahren Wert um so näher, je größer die Homogenität der Subtests eines Verfahrens einerseits, der einzelnen Parallellformen des Gesamttest- Satzes (hier: A-E) andererseits ist. Da der Koeffizient Alpha eine der unteren Schranken der Reliabilität darstellt, wird diese unterste Grenze bei mangelhafter Homogenität der Items nur sehr unpräzise geschätzt. Die mangelhafte Homogenität wiederum ist auf das fehlende Stichprobenmerkmal "Durchgangs- Syndrom" zurückzuführen. Wäre es vorhanden gewesen, hätte die Untersuchung gar nicht stattfinden können, weil sie relative Merkmalskonstanz voraussetzt - eine Bedingung, die gerade bei der durch ihre Dynamik gekennzeichneten Funktionspsychosen nicht erfüllt ist.

8 ZUSAMMENFASSUNG

Die vorliegende Untersuchung hatte das Ziel, die Paralleltestreliabilität der fünf Formen des Syndrom- Kurztests (SKT; H. ERZIGKEIT, 1977), eines Tests zur Erfassung von Aufmerksamkeits- und Gedächtnisstörungen bei Funktionspsychosen, zu überprüfen. Die experimentelle Stichprobe umfaßte 120 psychisch unauffällige Patienten im Alter von 45 bis 64 Jahren mit einem im MWT-B (S. LEHRL, 1977) ermittelten IQ von 90 bis 110. Ein Teil der Probanden (n=100) stammte aus der Rudolf-WISSELL-Kurklinik in Bad Kissingen, der andere (n=20) aus der Universitäts-Nervenklinik Erlangen.

Bei der Durchführung der Untersuchung und bei der Auswertung der Testbefunde war ein weiterer Doktorand beteiligt. Die Aufbereitung der Daten fand am Regionalen Rechenzentrum der Universität Erlangen - Nürnberg statt.

Bei der Bestimmung der Paralleltestreliabilität wurden drei unterschiedliche Methoden angewendet (G. FISCHER, 1974): Die Methoden "k streng parallele Tests" und "k nominell parallele Tests" sowie die Reliabilitätsschätzung mit dem Koeffizienten Alpha nach CRONBACH.

Die Methode "k streng parallele Tests", bei der für jede Teilpopulation der Gesamtpopulation ein identischer Mittelwert und eine identische Varianz vorausgesetzt werden, erbrachte eine erhebliche Spannweite der Reliabilitätskoeffizienten - es wurden Werte zwischen 0,26 und 0,60 ermittelt. Die Reliabilität war somit nur gering.

Auch bei der Methode "k nominell parallele Tests" - es soll bei gestatteten "verschieden großen Meßfehlern" die gleiche Eigenschaft gemessen werden - ergaben sich hohe Spannweiten: Die Werte für die Reliabilitätskoeffizienten lagen zwischen 0,1 und 0,7, eine sichtbare Systematik innerhalb der einzelnen Testformen war nicht feststellbar. Insgesamt konnte auch nach dieser Methode eine nur geringe Reliabilität

ermittelt werden.

Für die Reliabilitätsschätzung mit dem Koeffizienten Alpha nach CRONBACH ergaben sich mittlere Werte um 0,5. Diese Koeffizienten deuten unter Berücksichtigung der hohen Fehlervarianzen - es wurden Werte von 7,6 bis 8,8 ermittelt - auf zu niedrig geschätzte Reliabilitäten hin.

Ein Vergleich der Subtest- Reliabilitäten zeigte eine relativ große Spannweite von Werten um 0,1 bei Subtest IX bis durchschnittlich 0,6 bei Subtest VII, der offensichtlich das schwierigste Item darstellte.

Insgesamt lag das grundsätzliche Problem der Stichprobe in dem fehlenden Merkmal "Durchgangs- Syndrom", weshalb sich eine nur mangelhafte Homogenität der Items - Hauptgrund für die unpräzise Schätzung der Reliabilität - ergeben konnte. Da aber diese Untersuchung relative Merkmalskonstanz voraussetzt, hätte sie bei Vorliegen des durch seine Dynamik gekennzeichneten Durchgangs- Syndroms nicht durchgeführt werden können.

9 LITERATURVERZEICHNIS

1. ARNOLD, K.: Beginn der Anwendung psychologischer Meßverfahren in der Psychiatrie.
In: Messung und Meßverfahren in der Psychopathologie. Reihe Psychopathometrie,
Vless: Vaterstetten - München 1979.
2. BÖCKER, F.: Eine Methode zur genauen Erfassung von Bewußtseinstörungen und Durchgangs- Syndromen. Schweiz. Arch. Neurol. Psychiat. 88, 332-338 (1961).
3. BRINKMANN, R., D.V. CRAMON, H. SCHULZ:
The Munich Coma Scale (MCS).
Neurol. Neurosurg. Psychiat. 39, 788-793 (1976).
4. DRUSCHKY, K.-F.: Orientierungsstörungen bei Funktionspsychosen. Diss., Erlangen 1971.
5. ERZIGKEIT, H.: Das Durchgangs- Syndrom im Kurztest nach Erzigkeit. Ärztl. Praxis 15, 419-430 (1978).

6. ERZIGKEIT, H.: Schweregradmessung bei Funktionspsychosen. 12. Fortbildungstagung für Krankenschwestern, -pfleger und Sozialarbeiter an den bayerischen Bezirkskrankenhäusern und Universitäts- Nervenkliniken im Bezirkskrankenhaus Mainkofen/Niederbayern am 16. und 17. Mai 1975.
7. ERZIGKEIT, H.: Manual zum Syndrom- Kurztest. Vless: Vaterstetten - München 1977.
8. ERZIGKEIT, H.: Operationalisierungen zum Konzept "Durchgangs- Syndrom" - "Funktionspsychose". Psycho 8, 460-463 (1978).
9. ERZIGKEIT, H., S. LEHRL, G. BLAHA, B. HEERKLOTZ: Messungen und Meßverfahren in der Psychopathologie. Vless: Vaterstetten - München 1979.
10. FISCHER, G.: Einführung in die Theorie psychologischer Tests. Huber: Bern, Stuttgart, Wien 1974.
11. FLÜGEL, K.A.: Die klinische Stellung der Funktionspsychosen. In: Das ärztliche Gespräch 11. Tropon, Köln 1969.

12. FUCHS, H.H.: Validierungsuntersuchungen zum Syndrom- Kurztest (SKT). Diss., Erlangen 1979.
13. KINZEL, W., J. BENOS: Die Lehre von den Durchgangs- Syndromen und ihre quantitative Erfassung. Acta Neurol. Psychiat. Hell 11, 3-12 (1972).
14. KNIGGE, H.: Untersuchungen zur Retest- Reliabilität des SKT bei Personen von 45 - 64 Jahren und einem IQ von 90 - 110. Diss., Erlangen (In Vorbereitung).
15. LEHRL, S.: Manual zum MWT-B. Straube: Erlangen 1977.
16. LEHRL, S.: Psychopathometrie in der Praxis. Ztschr. Allgem. Med. 53, 1870-1880 (1977).
17. LEHRL, S.: Der MWT-B: Ein Intelligenztest. Ärztl. Prax. 30, 457 (1978).
18. LEHRL, S., H. DAUN, R. SCHMITT: Eine Abwandlung des HAWIE-Wortschatztests als Kurztest zur Messung der Intelligenz Erwachsener. Arch. Psychiat. Nervenkr. 214, 353-364 (1971).

19. LEHRL, S., H.H. FUCHS, H. ERZIGKEIT,
G. NUSKO, H. SCHUMACHER, J. LUGAUER:
Verlaufsdarstellung von Funktionspsychosen.
Münch. med. Wschr. 121, 1293-1294 (1979).
20. LEHRL, S., A. GALLWITZ, G. DOBMANN-MURRMANN:
Leistungen von Medizinstudenten im Syndrom-
Kurztest. Zur Erkennung von Funktionspsychosen
von jungen, sehr intelligenten Erwachsenen.
Psychiat. Neurol. med. Psychol. 30,
586-592 (1978).
21. LEHRL, S., W. KINZEL, H. SCHUBERT, G. KNAPP:
Kurzformen eines psychopathologischen Intelligenz-
tests. Münch. med. Wschr. 118, 259-262 (1976).
22. LIENERT, G.: Testaufbau und Testanalyse.
Beltz: Weinheim, Berlin, Basel 1979.
23. LORD, F., M. NOVICK: Statistical theories of
mental test scores. Addison-Wesley Publ. Comp.:
Reading (Massachusetts) 1968.
24. MICHEL, L.: Allgemeine Grundlagen psychometri-
scher Tests. In: Heiss, R. (Hrsg.): Handbuch
der Psychologie, Bd. 6, Hogrefe: Göttingen 1964.

25. NIE, N.H., C.H. HULL, J.G. JENKINS, K. STEIN-
BRENNER, D.D. BENT: Statistical Package
for the Social Sciences. Mc Graw Hill Book
Comp.: New York 1975.
26. NIE, N.H., C.H. HULL: SPSS Update. Mc Graw Hill
Book Comp.: New York 1979.
27. PAMPUS, J., S. WEINMANN: Psychopathometrische
Untersuchungen bei Hirnverletzten. In: WIECK, H.H.
(Hrsg.): Angewandte Psychopathometrie. Janssen-
Symposien, Bd. 8, Düsseldorf 1973.
28. SALOMON, G.: Untersuchungen zur Retest- Reli-
abilität, zur Alters- und Intelligenzabhängig-
keit sowie zur Lernabhängigkeit der SKT-Formen.
Diss.,Erlangen. (In Vorbereitung).
29. SCHREINDL, C.: Untersuchungen zur Paralleltest-
Reliabilität der Formen A-E des SKT bei
Personen im Alter von über 65 Jahren und mit
einem IQ über 110.
Diss.,Erlangen 1983. (In Vorbereitung).

30. WIECK, H.H.: Aktuelle Fragen der klinischen Psychopathometrie. In: KRANZ, H. (Hrsg.): Pharmakopsychiatrie und Psychopathologie. Thieme: Stuttgart 1967.
31. WIECK, H.H.: Die Lehre von den Funktionspsychosen. Med. Welt 20 (N.F.), 936-941 (1969).
32. WIECK, H.H.: Zur klinischen Stellung des Durchgangs- Syndroms. Schweiz. Arch. Neurol. Psychiat. 88, 409-413 (1961).
33. WIECK, H.H.: Lehrbuch der Psychiatrie. 2. völlig neu bearbeit. Aufl., Schattauer: Stuttgart - New York 1977.
34. WIECK, H.H., H. ERZIGKEIT: Zur Anwendung von psychopathometrischen Kurztests im klinischen Bereich. Krankenhausarzt 1, 3-6 1978.
35. WINKLER, B.: Untersuchungen zu den Paralleltest- Reliabilitäten der Syndrom-Kurztest- Formen (SKT) bei 17 - 44 Jährigen. Diss., Erlangen. (In Vorbereitung).

Danksagung

Herrn Prof. Dr. W. Kinzel danke ich für die Überlassung des interessanten Themas und für seine hilfreichen Korrekturhinweise.

Für den Themenvorschlag möchte ich Herrn Dr. H. Erzigkeit danken, der mir auch in Zusammenarbeit mit Herrn Dipl.-Psych. K. Arnold bei der Abfassung der Arbeit beratend zur Seite gestanden hat.

Ohne die dankenswerte Hilfe von Herrn K. Arnold bei der rechnerischen Aufarbeitung der Daten und bei deren inhaltlicher Auswertung hätte die Arbeit in dieser Form nicht zustandekommen können.

Mein herzlicher Dank gilt auch dem Chefarzt der Rudolf-Wissell-Kurklinik der LVA Berlin in Bad Kissingen, Herrn Ltd. Medizinaldirektor Dr. med. G. Heidelberg, dessen hilfreiche Unterstützung eine zügige und geordnete Testabnahme ermöglicht hat. Für ihr freundliches Einverständnis hiermit danke ich der Landesversicherungsanstalt Berlin.

Lebenslauf:

Geboren: 30. Mai 1955 in Berlin-Schöneberg.

Eltern: Dr. med. Günther Franke, Internist,
† 3.1.1975; Ilse Franke, geb. Kreutz,
Textilingenieur.

Schule: 1961 - 1965 Grundschule in Bad Kissingen;
1965 - 1974 Staatliches Gymnasium
Bad Kissingen, Juni 1974 Abitur.

Wehrdienst: Juli 1974 - September 1975
15 Monate Wehrdienst bei der Bundeswehr.

Studium: Studium der Tiermedizin an der Tier-
ärztlichen Hochschule Hannover,
Tierärztliche Vorprüfung;
1977 - 1982 Medizinstudium an der
Universität Erlangen - Nürnberg,
Oktober 1982 Ärztliche Prüfung,
Approbation.

Beruf: Seit Januar 1983 Assistenzarzt an der
Psychiatrischen Abteilung des Kreis-
krankenhauses Tauberbischofsheim.

